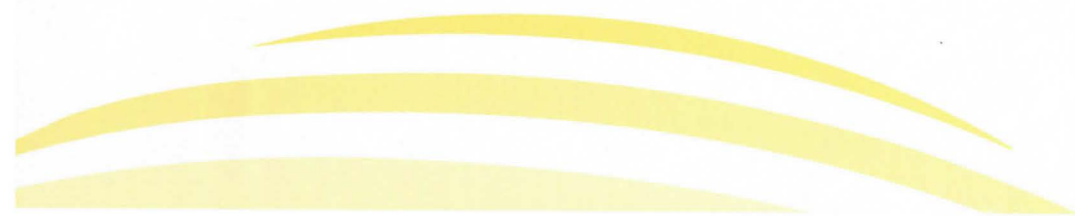




Actes des journées coton du Cirad-ca

Montpellier, du 20 au 24 juillet 1998

**Programme Coton
Cirad-ca
Juillet 1998**



ÉCHANTILLONNAGE AU CHAMP D'*HELICOVERPA ARMIGERA* POUR LE TRAITEMENT SUR SEUIL D'INTERVENTION. RÉPARTITION SPATIALE ET LOI DE PROBABILITÉ

GOZÉ Eric

CIRAD, BP 5035. Montpellier (France)

NIBOUCHE Samuel

IRAD, BP 33. Maroua (Cameroun)

DEGUINE Jean-Philippe

CIRAD, BP 5035. Montpellier (France)

Introduction

L'objet de cette étude est la mise au point de plans d'échantillonnage adaptés au traitement sur seuil d'intervention, pour des parcelles de cotonnier d'un quart à un demi-hectare, telles qu'elles sont cultivées en Afrique francophone. On a choisi d'observer les larves plutôt que les oeufs d'*Helicoverpa armigera*.

Un plan classique requiert en théorie des observations réparties au hasard dans le champ ; comme la planification de tels comptages est lourde, le hasard est en pratique délaissé au profit d'observations systématiques ; au pire il est laissé au bon vouloir de l'observateur, ce qui est source de biais parfois considérables (Rémond, 1996). Pour mettre en accord pratique et théorie, nous supposons non pas que l'observateur se déplace au hasard, mais que les insectes se répartissent au hasard ; c'est pourquoi nous décrivons dans un premier temps la répartition spatiale des larves d'*H. armigera*, ce qui nous permet de proposer un plan d'échantillonnage systématique et néanmoins valide.

Le seuil économique d'intervention est supposé connu : c'est le nombre moyen de larves par poquet sur l'ensemble du champ, à partir duquel le coût du traitement est remboursé par les dégâts qu'il évite à la culture. On se propose de prendre la décision de traiter ou non à partir de l'observation d'un échantillon, et non de l'ensemble du champ. Il faut pour cela accepter un risque de traiter à tort (appelé α), alors que l'infestation atteint seulement le seuil de tolérance, et aussi le risque de ne pas traiter alors qu'il le faudrait (appelé β). L'objet d'une étude d'échantillonnage est de proposer un plan permettant de respecter ces risques, en limitant autant que possible le nombre d'observations. Elle repose sur la connaissance de la loi de probabilité d'une grandeur à mesurer (le nombre de larves) à une échelle donnée (le poquet).

Matériel

Au Burkina Faso, dans 9 champs d'environ un quart d'hectare de la station de Farako-Ba, on a compté les larves d'*H. armigera* sur chaque poquet. Certains champs avaient reçu des traitements insecticides, d'autres non. L'un a été observé deux fois, ce qui porte à 10 le nombre d'observations exhaustives. Elles ont eu lieu en 1991, 1992 et 1993.

Au Cameroun, les larves d'*H. armigera* ont été comptées sur des échantillons en diagonales de 80 ou 100 plants, dans des parcelles non traitées d'un quart d'hectare, réparties dans 45 lieux différents sur l'ensemble de la zone cotonnière, entre 1989 et 1993.

Méthodes

On appelle ici «infestation» le nombre de larves par poquet. Les comptages exhaustifs ont été cartographiés, et la répartition spatiale des infestations caractérisée à l'aide de variogrammes (Matheron, 1965).

La nature de la loi de probabilité a été déduite de la relation entre moyenne et variance des infestations. Les paramètres de cette loi ont été estimés par maximum de vraisemblance.

Un test séquentiel du rapport de vraisemblance (Wald, 1947) a été calculé pour cette loi par Oakland (1950). Toutefois, ce test peut demander ponctuellement un nombre important d'observations avant de prendre une décision. De plus, il ne permet d'obtenir les risques désirés que d'une manière approximative, car la loi des observations est discrète. Nous avons eu recours à la simulation pour calculer deux fonctions caractéristiques du test : la probabilité de traiter et le nombre moyen d'observations, toutes deux fonctions de l'infestation réelle du champ. Ce calcul a été fait en limitant à 25 le nombre d'observations par champ.

Résultats

Répartition spatiale des infestations

Les cartes montrent une répartition apparemment aléatoire des infestations (figure 1), à l'exception d'une parcelle n'ayant pas été traitée de manière homogène (figure 2). Des erreurs

de comptage manifestes ont affecté 5 lignes de la parcelle 2 en 1992, et 4 lignes de la parcelle 5327 en 1993 : ces lignes ont été éliminées.

Les variogrammes permettent de mettre en évidence d'éventuelles corrélations spatiales, c'est à dire des corrélations entre infestations portées par des plants voisins. C'est ce qui peut arriver quand des femelles ne pondent pas au hasard, mais sur des grappes de plants situés les uns à côté des autres. Cela peut arriver aussi quand les larves se déplacent d'un poquet à l'autre. De telles corrélations se traduisent par des variogrammes croissants. En effet, le variogramme est la fonction qui relie l'espérance du carré de l'écart entre les infestations à la distance qui les sépare. Quand des corrélations spatiales existent, les infestations portées par des poquets voisins sont, en moyenne, plus proches que les infestations portées par des poquets éloignés.

Au contraire, un variogramme plat est le signe d'infestations non corrélées, que l'on peut considérer comme indépendantes. C'est ce qui arrive ici sur toutes les observations (figure 3). Toutefois, grâce à la grande précision des variogrammes que permet le nombre élevé de poquets par champ, on constate que les écarts entre infestations de poquets d'une même ligne de semis sont légèrement plus faibles que ceux qu'on constate entre poquets de lignes différentes. En pratique, ces faibles différences entre lignes peuvent être négligées.

Cette indépendance permet de pratiquer n'importe quel échantillonnage systématique : quelle que soit la position des points de sondage, on obtiendra une série d'observations indépendantes, comme si on avait fait un échantillonnage au hasard. En particulier, on peut comparer valablement les échantillons en diagonale du Cameroun aux observations exhaustives du Burkina Faso. Du fait que d'éventuelles hétérogénéités dans la conduite de la culture se traduisent généralement par des différences entre lignes, et qu'on peut craindre aussi des effets de bordure, ces échantillons en diagonale ont été choisis car ils permettent de couvrir les bords comme le centre du champ sur le plus de lignes possible.

Loi de probabilité des infestations

Sur les comptages exhaustifs, le croisement entre moyenne et variance des infestations montre une relation quadratique qui passe par l'origine (figure 4), d'équation $\sigma^2 = 0.0013 + 1,015\mu + 0.366\mu^2$, à rapprocher de la relation $\sigma^2 = \mu + \mu^2/k$ de la loi binomiale négative, dont elle n'est pas significativement différente. k est le paramètre de dispersion de la loi binomiale négative, à déterminer.

Sur les sondages de 80 ou 100 plants, la variance n'est pas connue avec une aussi grande précision, aussi sa régression sur la moyenne est-elle effectuée après transformation logarithme. Le modèle devient alors non-linéaire, d'équation $\log(\sigma^2) = \log(\mu) + \log(\mu/k)$, et il donne à nouveau un ajustement satisfaisant (figure 5). Une loi binomiale négative de paramètre k constant est donc retenue pour l'ensemble des observations.

Pour estimer ce paramètre k , on utilise la méthode du maximum de vraisemblance, qui exploite mieux l'information qu'une régression de la variance sur la moyenne. Sur les comptages exhaustifs, k est estimé à 2,34, avec comme intervalles de confiance à 95% [2,04 ; 2,71]. Sur les sondages, il est estimé à 2,47 [2,11 ; 2,94]. Ces deux valeurs ne sont pas significativement différentes, une estimation commune est retenue : $k=2,394$

Test séquentiel

Pour calculer ce test, il faut se donner :

- un seuil économique d'infestation μ_1 , fixé ici à 0,32 chenilles par poquet. Quand ce seuil est atteint, on accepte le risque β de prendre à tort la décision de ne pas traiter. β est fixé à 10%,
- un seuil de tolérance μ_0 , fixé à 0,016 chenilles par poquet. Quand ce seuil est atteint, on accepte le risque α de prendre à tort la décision de traiter. α est fixé à 30%.

Le test se réalise alors de la façon suivante : on parcourt une diagonale du champ à inspecter, en respectant un alignement avec deux piquets. Sur cette diagonale, on observe des cotonniers sans les choisir. Au fur et à mesure des comptages, on porte sur un graphique en abscisse le cumul du nombre de poquets inspectés, et en ordonnée le cumul du nombre de larves trouvées sur ces poquets. On obtient ainsi une ligne brisée (figure 6). Sur le même graphique sont tracées deux droites D0 et D1, d'équations $y=h_0 + sx$ et $y=h_1+sx$, avec :

$$\begin{aligned} p_1 &= \mu_1 / k \\ p_0 &= \mu_0 / k \\ q_1 &= 1 + p_1 \\ q_0 &= 1 + p_0 \\ l_{q_1 q_0} &= \log(q_1 / q_0) \\ l_{p_1 p_0} &= \log(p_1 / p_0) - l_{q_1 q_0} \\ s &= k * \log(q_1 / q_0) / (\log(p_1 / p_0) - \log(q_1 / q_0)) \\ h_0 &= \log(\beta / (1 - \alpha)) / (\log(p_1 / p_0) - \log(q_1 / q_0)) \\ h_1 &= \log((1 - \beta) / \alpha) / (\log(p_1 / p_0) - \log(q_1 / q_0)) \quad (\text{Oakland, 1950}) \end{aligned}$$

Tant que la ligne tracée reste entre les deux droites D0 et D1, on continue à échantillonner. Quand la ligne coupe la droite D0, on décide de ne pas traiter ; au contraire, quand elle coupe la droite D1, on décide de traiter : c'est le cas sur l'exemple de la figure 6. On décide également de traiter quand 25 observations n'ont pas abouti à une prise de décision : c'est la modification que nous avons apportée au test de Wald.

La probabilité de traiter (figure 7) et le nombre moyen d'observations (figure 8), toutes deux fonctions de l'infestation réelle du champ, ont été calculées par simulation. Comme cela était prévisible, la limitation à 25 du nombre de poquets observés modifie les caractéristiques du test. Aussi, par rapport aux valeurs calculées d'après Oakland (op.cit.), nous avons été amenés à modifier les équations des droites pour atteindre les risques qu'on s'était fixés.

Discussion

Le choix d'un test séquentiel et son ajustement pas simulation permettent de limiter à 25 le nombre d'observations par champ. Mais c'est au prix d'un risque considérable (30%) de traiter alors que ce n'est pas nécessaire. Pour mieux maîtriser ce risque, il faudrait un test plus sensible, reposant sur un nombre d'observations plus élevé, ce qui peut être difficile à proposer aux producteurs.

Un palliatif pourrait être trouvé dans le contexte camerounais des cultures en blocs, pour lesquels on peut envisager une prise de décision en commun ; si l'infestation des parcelles est suffisamment homogène au sein de chaque bloc, le partage de la collecte d'information doit permettre d'obtenir un test plus sensible pour un effort d'échantillonnage équivalent.

Les valeurs de seuil et de risque sont données ici uniquement pour construire un exemple, afin de montrer la faisabilité du test séquentiel. Il reste à déterminer réellement le seuil économique d'intervention, en fonction des dégâts potentiels qu'une population donnée de larves peut infliger à une culture. Or, cette estimation des pertes de rendement consécutive à une ablation de capsules est difficile, sinon impossible à déterminer par expérimentation directe, car elle dépend des conditions de développement de la culture, susceptibles de multiples variations : on ne peut pas imaginer les recréer toutes artificiellement. Un modèle tel Gossym-IMS (Sequeira et al, 1997), pourrait aider à la quantification de l'impact des dégâts d'insecte sur le rendement. Texcim, un modèle de simulation de la dynamique d'une population d'insectes devrait aussi être intégré prochainement dans *Cotons* (Pierre Martin, communication personnelle) pour prendre en compte les dégâts potentiels futurs d'une population d'insectes.

Références citées

Matheron, G. (1965). Les variables régionalisées et leur estimation. Une application de la théorie des fonctions aléatoires aux sciences de la nature., Masson 305 p.

Oakland, G. B. (1950). "An application of sequential analysis to whitefish sampling." *Biometrics* 6(1): 59-67.

Rémond, F. (1996) Mise au point de méthodes d'échantillonnage pour estimer les attaques des fruits du caféier par le scolyte (*Hypothenemus hampei* Ferr.). Thèse de doctorat, Université de Montpellier 2, 29 novembre 1996, 295 p.

Sequeira R., Jallas E., Turner S., Baulch P., Cretenet M., McKinion J. (1997) GOSSYM-IMS: An Insect Management System and Plant Response Model. Poster présenté aux Beltwide 1997.

Wald, A. (1947). Sequential analysis, John Wiley and sons 212 p.

Figure 1 : cartographie d'infestations homogènes

Champ e93_5326

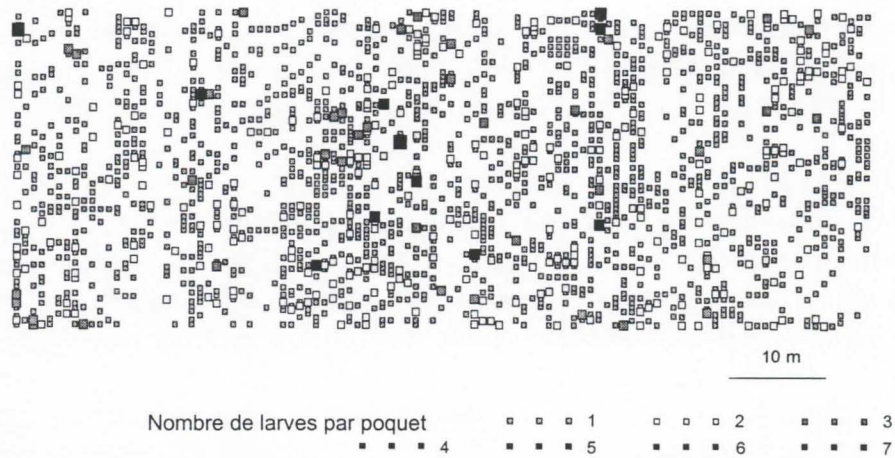


Figure 2 : cartographie d'infestations hétérogènes

Champ ech92_1
(traitement insecticide mal conduit)

Nombre de chenilles par poquet

□ □ □ 1	□ □ □ 2
■ ■ ■ 3	■ ■ ■ 4
■ ■ ■ 5	■ ■ ■ 7

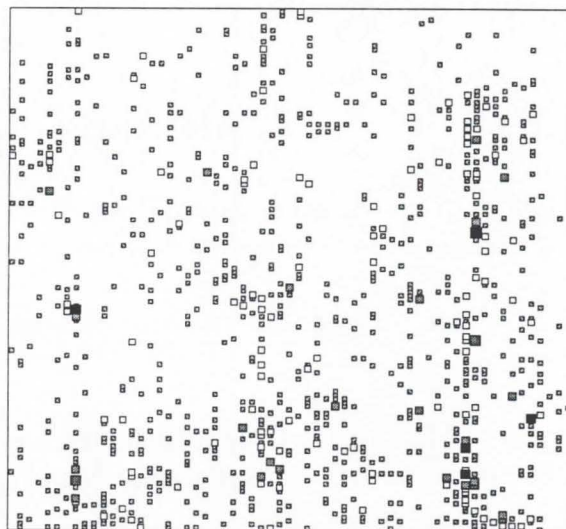


Figure 3 : variogrammes des infestations

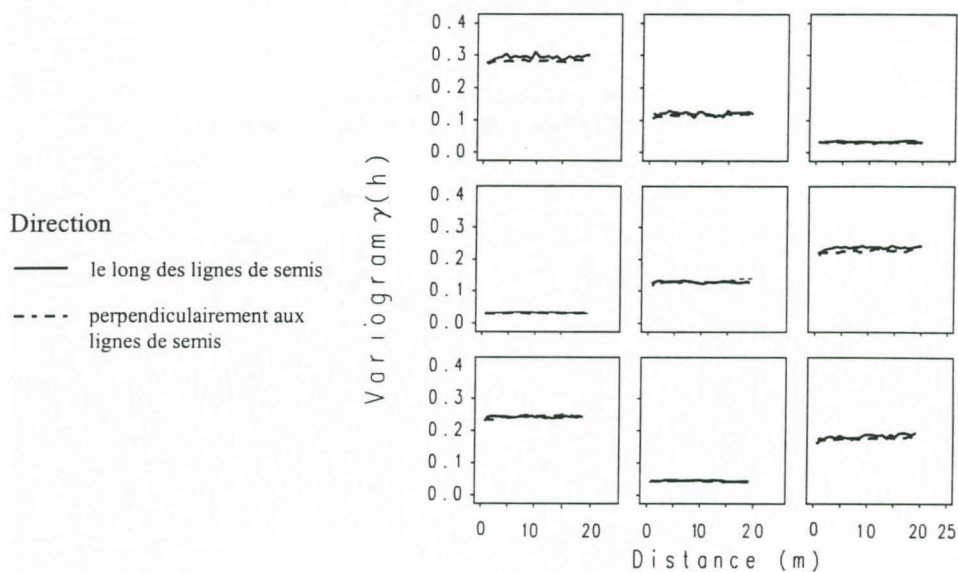
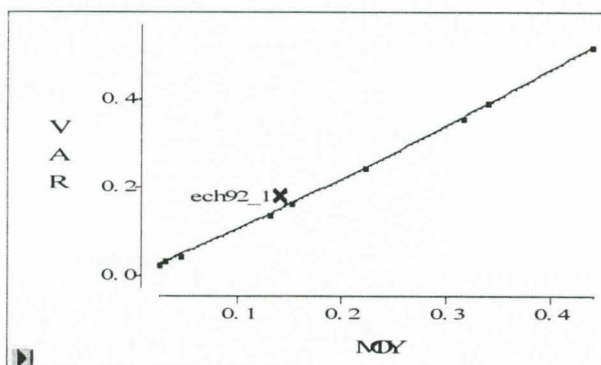


Figure 4 : relation moyenne-variance sur les comptages exhaustifs ($r^2=0,9998$)



- $\sigma^2 = \mu + \mu^2/k$:
idem loi binomiale négative

Figure 5 : relation moyenne-variance sur les échantillons en diagonale ($r^2=0.996$)

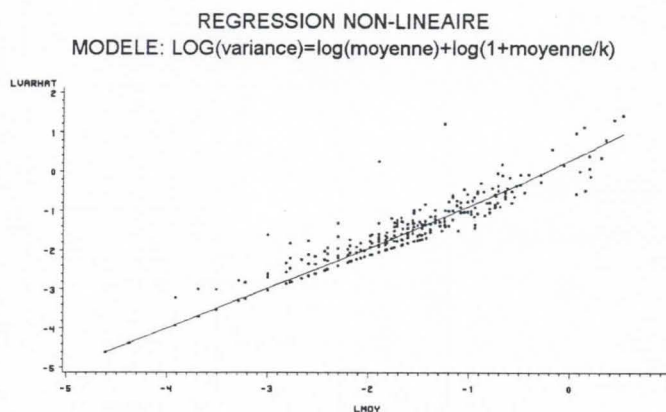
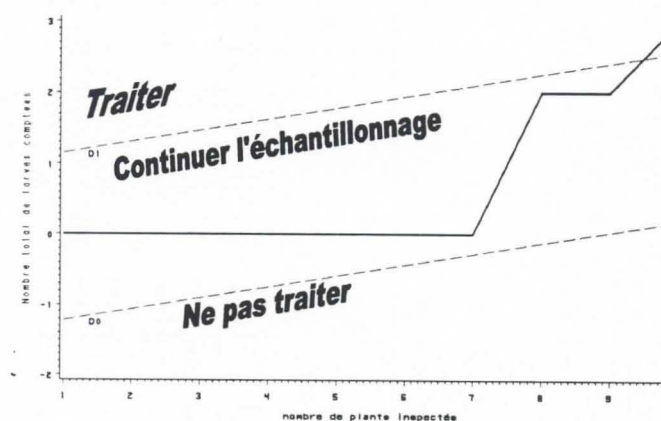


Figure 6 : exemple de déroulement du test séquentiel de Wald modifié



$\mu_0 = 0.032$ larve/poquet
 $\mu_1 = 0.160$ larve/poquet

$\beta = 0.1000$
 $\alpha = 0.3333$

Coupure à 25 poquets

Figure 7 : probabilité de traiter, en fonction de l'infestation moyenne du champ

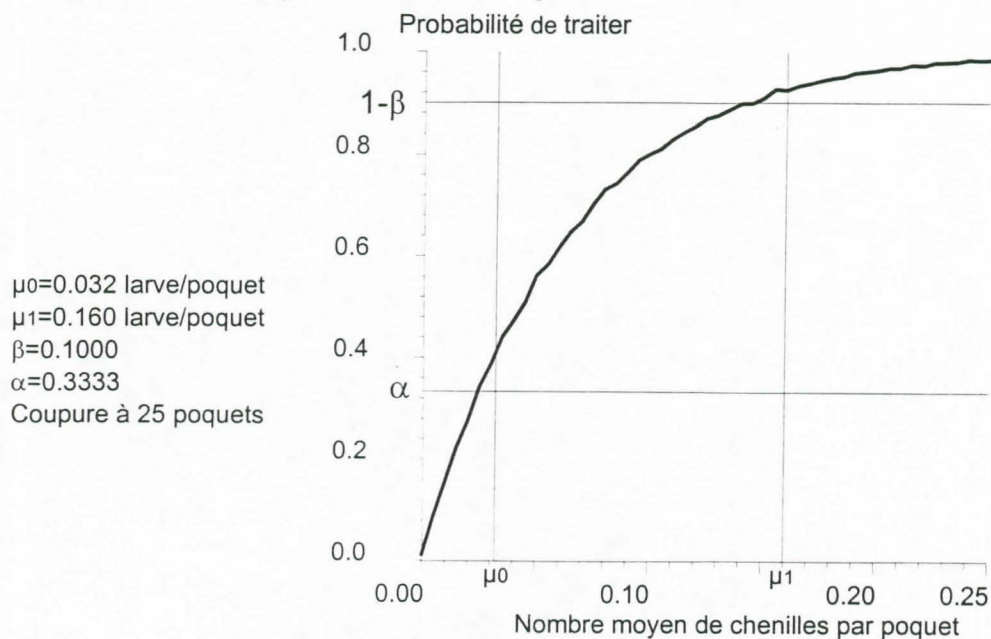


Figure 8 : nombre moyen de plants inspectés, en fonction de l'infestation moyenne du champ

